

Олександр Олексійович Стеценко (канд. військ. наук, доцент, заступник генерального директора)¹

Анатолій Григорович Павленко (канд. техн. наук, доцент кафедри)²

Спартак Юрійович Гогоняц (канд. військ. наук, начальник науково-дослідної лабораторії)²

¹*Державний концерн “Укроборонпром”, Київ, Україна*

²*Національний університет оборони України імені Івана Черняхівського, Київ, Україна*

АНАЛІЗ ЕКСПЛУАТАЦІЙНИХ ДАНИХ ПРО НАДІЙНІСТЬ ВІЙСЬКОВОЇ АВІАЦІЙНОЇ ТЕХНІКИ З ВИКОРИСТАННЯМ МЕТОДІВ РОБАСТНОЇ СТАТИСТИКИ

У статті запропоновано підхід до удосконалення процедури аналізу даних про надійність військової авіаційної техніки, одержаних за результатами експлуатації. Запропонований підхід базується на використанні робастних статистичних методів для оцінювання параметра зсуву імовірнісної моделі потоку відмов за експлуатаційними даними, що одержані при нестабільних умовах спостережень. В якості імовірнісної моделі потоку відмов однотипних виробів військової авіаційної техніки використаний складовий розподіл Пуассона. Складовий розподіл Пуассона враховує випадковість зміни величини параметру розподілу за періодами експлуатації, що є ознакою нестабільності умов спостережень. Процедура аналізу даних, що підлягає удосконаленню, передбачає вирішення задачі перевірки статистичних гіпотез про параметр складового розподілу Пуассона за критерієм Неймана-Пірсона. При цьому, для урахування нестабільності умов спостережень прийнято припущення про нормальність розподілу величини параметра складового розподілу Пуассона. Зазначене припущення впливає на результат вирішення задачі, що у свою чергу обмежує можливості застосування процедури у випадках відхилення розподілу від нормального. Авторами виконана адаптація процедури аналізу експлуатаційних даних про надійність, одержаних при нестабільних умовах спостережень, до застосування у випадках відхилення закону розподілу величини параметра складового розподілу Пуассона від нормального. Оцінювання параметра зсуву імовірнісної моделі потоку відмов здійснено за допомогою методу визначення робастних М-оцінок. Робастною М-оцінкою є значення аргументу, що мінімізує функцію визначеного виду. В якості такої функції авторами використана функція Хьюбера. Приведені результати розрахунків, здійснено аналіз одержаних результатів, їх фізична інтерпретація. Визначені перспективи подальших досліджень.

Ключові слова: надійність, авіаційна техніка, робастність.

Вступ

Постановка проблеми. Сучасний етап розвитку авіації Збройних Сил України характеризується необхідністю підтримання справності та боєздатності авіаційної техніки (АТ) для забезпечення виконання завдань бойової підготовки та бойових дій в умовах експлуатації поза межами встановлених розробником термінів служби, та жорсткої обмеженості економічних можливостей виробництва або закупівлі сучасної АТ.

Затверджена наказом Міністра оборони України “Концепція підтримання справності та бойового потенціалу старіючого парку авіаційної техніки Повітряних Сил Збройних Сил України на період до 2025 року” передбачає перебування на озброєнні багатьох типів літальних апаратів (ЛА) 3-го та 4-го покоління до 2025-2030 років [1, 2]. Одним з основних напрямків реалізації зазначеної концепції є переведення військової АТ на експлуатацію за технічним станом. У свою чергу, переведення АТ на експлуатацію за технічним станом передбачає вирішення широкого кола наукових та практичних завдань.

Серед важливих завдань у напрямку переведення військової АТ на експлуатацію за технічним станом є удосконалення системи збору, обробки та аналізу інформації про технічний стан АТ [3]. Основними функціями такої системи є

інформаційна, алгоритмічна та інтелектуальна підтримка прийняття управлінських рішень щодо організації експлуатації АТ.

В якості ознак технічного стану АТ можуть використовуватись: значення діагностичних параметрів, наробітку (нальоту) або показників надійності [4]. Вимірювання значень діагностичних параметрів здійснюється за допомогою засобів контролю та діагностики. Проте, у складі конструкції літального апарату є велика частка обладнання, технічний стан якого не підлягає контролю бортовими та наземними засобами, а діагностування технічного стану такого обладнання в процесі експлуатації у військових частинах не передбачено.

За умов низької інтенсивності застосування військової АТ, найбільш доцільним способом одержання інформації про технічний стан такого обладнання залишається статистичний аналіз експлуатаційних даних про відмови та несправності.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Формування методології статистичного аналізу інформації про надійність технічних систем (у тому числі військового призначення) розпочалося у 50-ті роки минулого століття та згодом набуло статусу самостійного напрямку наукових досліджень у галузі прикладної математичної статистики. Вагомий внесок у розвиток

методології статистичного аналізу інформації про надійність зроблено закордонними [5-7], радянськими [8-12] та українськими вченими [13-15]. Основою статистичного аналізу інформації про надійність є оцінювання показників надійності за результатами експлуатації. Запропоновані у більшості робіт методи оцінювання показників надійності за експериментальними даними поділяють на дві групи: параметричні і непараметричні.

Дані методи рекомендовані до використання для встановлених державними стандартами планів спостережень (випробувань) на надійність [16, 17]. При цьому розглядаються також випадки використання як повних, так і цензурованих вибірок статистичних даних різного обсягу про відмови та несправності об'єктів.

Але, сучасні умови експлуатації АТ Повітряних Сил характеризуються низькою інтенсивністю застосування АТ, при цьому величини наробітку (нальоту ЛА) за періодами експлуатації мають випадковий характер, що відповідає нестабільним умовам спостережень [12]. Тому, "реальний план" спостережень не відповідає жодному, встановленому стандартам [11].

У роботі [18] запропоновано процедуру аналізу даних про відмови та несправності бортового обладнання, одержаних при нестабільних умовах спостережень. Зазначена процедура базується на вирішенні задачі перевірки статистичних гіпотез про параметр складового розподілу Пуассона за критерієм Неймана-Пірсона. Для урахування нестабільності умов спостережень була обрана імовірнісна модель потоку відмов однотипних виробів бортового обладнання у вигляді складового розподілу Пуассона. Складовий розподіл Пуассона враховує випадковість зміни величини параметру розподілу за періодами експлуатації. В якості параметру розподілу є деяка задана кількість відмов n_3 (од.), яка є функцією прогнозованого значення параметру потоку відмов z (год.⁻¹) та сумарного наробітку t_Σ виробів АТ (для даного періоду експлуатації). Адекватність моделі потоку відмов була підтверджена перевіркою нормальності розподілу величини n_3 за декількома критеріями.

Прийняте у [18] припущення про нормальність розподілу величини n_3 впливає на результат вирішення задачі, що у свою чергу обмежує можливості застосування запропонованої процедури у випадках відхилення розподілу від нормального. Важливість урахування впливу гіпотетичних модельних припущень на результати вирішення прикладних задач підкреслив у 1974 році швейцарський математик П. Хьюбер [19]. У прикладних задачах гіпотетичні модельні припущення часто порушуються, що може призводити до нестійкості прогнозуючих статистик, оптимальних тільки для гіпотетичної моделі. У зв'язку з цим було запропоновано будувати робастні (від англійського слова "robust" – "кріпкий", "стійкий") статистичні виведення – виведення, що мають слабку чутливість до малих відхилень від гіпотетичної моделі.

Мета статті. Виходячи з зазначеного вище, завданням, що підлягає вирішенню є адаптація

процедури аналізу даних про надійність, одержаних за результатами експлуатації (експлуатаційних даних про надійність) [18], до застосування за умов відхилення закону розподілу параметра n_3 складового розподілу Пуассона від нормального.

Методи дослідження

Для вирішення сформульованого завдання автором були використані робастні методи оцінювання параметру зсуву n_{30} розподілу величини n_3 .

Виклад основного матеріалу дослідження

При вирішенні практичних задач ідеалізована ситуація точного підпорядкування результатів спостережень, що утворюють вибірку, гіпотетичному розподілу, виконується рідко. Практично завжди спостерігається відхилення від гіпотетичного розподілу і в цих випадках одержувані оцінки вже не будуть відповідати вимогам. Наприклад, для нормального закону розподілу, що найчастіше приймається в якості гіпотетичного, наявність навіть невеликої частини членів вибірки, що значно відхиляються від середнього значення (великі викиди), призводить до значного зниження ефективності оцінок. Це, у свою чергу, обумовлює необхідність вирішення задачі оцінювання в умовах неточного знання істинного закону розподілу вибірки [20].

Математична постановка даної задачі є наступною. Для вибірки N_{31}, \dots, N_{3m} значень параметру складового розподілу Пуассона n_3 задається клас щільностей $\{f(n_3; n_{30})\}$, до якого належить невідома істинна щільність вибірки. Потрібно вибрати в цьому класі таку гіпотетичну щільність $\{f_0(n_3; n_{30})\}$, щоб отримати гарантовану і одночасно найбільш близьку до істинного значення параметра n_{30} оцінку \hat{n}_{30} . Гарантія оцінки розуміється у наступному значенні: точність оцінки \hat{n}_{30} , отриманої на основі обраної гіпотетичної щільності $\{f_0(n_3; n_{30})\}$, не менше точності будь-якої іншої оцінки незалежно від того, якою є істинна щільність із класу $\{f(n_3; n_{30})\}$. Щільність $\{f_0(n_3; n_{30})\}$ називають стійкою щільністю відносно класу $\{f(n_3; n_{30})\}$, а саму оцінку \hat{n}_{30} – робастною.

Вирішення сформульованої задачі може бути здійснено за допомогою двох основних підходів робастної статистики: мінімаксного підходу П. Хьюбера і підходу, заснованого на функції впливу (influence function (IF)), запропонованого Ф. Хампелем [21]. При цьому, застосовуються різні методи оцінювання, що є ознакою класифікації робастних оцінок параметрів законів розподілу (M-, L-, R- оцінки тощо).

У роботі [20] рекомендовано для вибірки значень скалярної випадкової величини,

гіпотетично підпорядкованій нормальному закону розподілу, використовувати клас робастних М-оцінок параметру положення. Також відмічається, що використання М-оцінок у випадку нормальної моделі зсуву як при мінімаксному підході, так і при підході, заснованому на функції впливу, призводить до одного і того ж класу оптимальних робастних оцінок, а саме – до оцінок Хьюбера. Виходячи з даних міркувань, вирішення сформульованої задачі здійснювалось на основі мінімаксного підходу.

Мінімаксний підхід до визначення робастної оцінки параметру \hat{n}_{30} передбачає вибір гіпотетичної щільності $f_0(n_3)$ з класу $\{f(n_3)\}$ за мінімаксним критерієм, що має вигляд:

$$f_0(n_3) = \arg \min_{f_0 \in \{f(n_3)\}} \max_{f_{ICT} \in \{f(n_3)\}} D(f_0, f_{ICT}), \quad (1)$$

де: $f_{ICT}(n_3)$ – істинна щільність з класу $\{f(n_3)\}$,

$D(f_0, f_{ICT}) = D\hat{n}_{30}$ – дисперсія оцінки \hat{n}_{30} , яка в даному випадку є мірою точності оцінки \hat{n}_{30} .

Дисперсія оцінки \hat{n}_{30} визначається за виразом:

$$D(f_0, f_{ICT}) = \int_0^\infty \dots \int_0^\infty (\hat{n}_{30}(N_{31}, \dots, N_{3m}; f_0) - n_{30})^2 \times \dots \times f_{ICT}(n_{31} - n_{30}) \dots f_{ICT}(n_{3m} - n_{30}) dn_{31} \dots dn_{3m}, \quad (2)$$

де n_{31}, \dots, n_{3m} – випадкові величини, що відповідають елементам вибірки N_{31}, \dots, N_{3m} .

Для знаходження стійкої щільності як рішення екстремальної задачі (1) необхідно вказати клас $\{f(n_3)\}$. При вирішенні багатьох прикладних задач зручним класом, що адекватно описує реальну ситуацію є клас, утворений, відповідно до моделі забрудненості Тьюкі-Хьюбера, сумішшю Н, яка в нашому випадку буде мати вигляд [20, 22]:

$$N = \{f(n_3) : f(n_3) = (1-\varepsilon)g(n_3) + \varepsilon h(n_3)\}, \quad (3)$$

де: $g(n_3)$ – задана (реперна) щільність, $\varepsilon \in [0, 1]$ – доля забрудненості, $h(n_3)$ – довільна невідома щільність.

У випадку використання нормального закону розподілу в якості реперного, стійка щільність має вигляд [20]:

$$f_0(n_3) = \begin{cases} \frac{(1-\varepsilon)}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{K}{\sigma}(n_3 + K\sigma) - \frac{K^2}{2}\right], & n_3 < -K\sigma \\ \frac{(1-\varepsilon)}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{n_3^2}{2\sigma^2}\right], & n_3 \leq K\sigma \\ \frac{(1-\varepsilon)}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{K}{\sigma}(n_3 - K\sigma) - \frac{K^2}{2}\right], & n_3 > K\sigma \end{cases}, \quad (4)$$

де: σ – вибіркове середньоквадратичне відхилення, K – параметр Хьюбера, однозначно визначається як функція доли забрудненості $K(\varepsilon)$. Значення функції $K(\varepsilon)$ табульовані. Наприклад, для $\varepsilon = 0,01; 0,05; 0,1; 0,25; 0,5$ значення параметру K дорівнюють 1,945; 1,399; 1,14; 0,766; 0,436 відповідно [20].

Використовуючи знайдену стійку відносно класу Н щільність $f_0(n_3)$, визначимо робастну оцінку параметра \hat{n}_{30} методом максимальної правдоподібності [20]. Оцінка параметра \hat{n}_{30} , що визначається методом максимальної правдоподібності (ММП-оцінка) має максимізувати функцію правдоподібності L_m :

$$\hat{n}_{30} = \hat{n}_{30}(N_{31}, \dots, N_{3m}; f_0) = \arg \max_{n_{30}} L_m(N_{31}, \dots, N_{3m}; n_{30}). \quad (5)$$

Функція правдоподібності L_m за умов гетероскедастичності ($\sigma_i = \sigma = \text{const}$) має вигляд:

$$L_m(N_{31}, \dots, N_{3m}; n_{30}) = \sum_{i=1}^m \ln f_0(N_{3i} - n_{30}). \quad (6)$$

В нашому випадку вираз для функції правдоподібності L_m буде наступним:

$$L_m(N_{31}, \dots, N_{3m}; n_{30}) = \sum_{i=1}^m \ln f_0(N_{3i} - n_{30}) = m \cdot \ln \frac{(1-\varepsilon)}{\sigma\sqrt{2\pi}} + \frac{m_+ + m_-}{2} K^2 - \frac{K}{\sigma} \sum_{i \in I_+} (N_{3i} - n_{30}) + \dots \quad (7)$$

$$+ \frac{K}{\sigma} \sum_{i \in I_-} (N_{3i} - n_{30}) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i \in I_0} (N_{3i} - n_{30})^2$$

де множини індексів I_+, I_-, I_0 визначені рівняннями:

$$I_+ = \{i : N_{3i} - n_{30} > K\sigma\}, \quad (8)$$

$$I_- = \{i : N_{3i} - n_{30} < -K\sigma\}, \quad (9)$$

$$I_0 = \{i : |N_{3i} - n_{30}| \leq K\sigma\}, \quad (10)$$

m_+, m_- – кількість індексів i , що належать множинам I_+, I_- відповідно. Рівняння

правдоподібності $\frac{\partial L_m}{\partial n_{30}} = 0$ має вигляд:

$$m_+ K\sigma - m_- K\sigma + \sum_{i \in I_0} (N_{3i} - \hat{n}_{30}) = 0. \quad (11)$$

Перепишемо рівняння (11) у вигляді:

$$\hat{n}_{30} = \frac{1}{m} \left[\sum_{i \in I_0} N_{3i} + (\hat{m}_+ + \hat{m}_-) \hat{n}_{30} + K\sigma(\hat{m}_+ - \hat{m}_-) \right], \quad (12)$$

де множини індексів $\hat{I}_+, \hat{I}_-, \hat{I}_0$, визначені рівняннями:

$$\hat{I}_+ = \{i : N_{3i} - \hat{n}_{30} > K\sigma\}, \quad (13)$$

$$\hat{I}_- = \{i : N_{3i} - \hat{n}_{30} < -K\sigma\}, \quad (14)$$

$$\hat{I}_0 = \{i : |N_{3i} - \hat{n}_{30}| \leq K\sigma\}, \quad (15)$$

\hat{m}_+, \hat{m}_- – кількість індексів i , що належать множинам \hat{I}_+, \hat{I}_- відповідно.

Для вирішення рівняння (12) зручно використовувати ітераційний процес:

$$\hat{n}_{30_{j+1}} = \frac{1}{m} \left[\sum_{i \in \hat{I}_{0j}} N_{3i} + (\hat{m}_{+j} + \hat{m}_{-j}) \hat{n}_{30_j} + K\sigma(\hat{m}_{+j} - \hat{m}_{-j}) \right], \quad (16)$$

де множини індексів I_{+j} , I_{-j} , I_{0j} визначені рівняннями:

$$I_{+j} = \{i: N_{3i} - \hat{n}_{30j} > K\sigma\}, \quad (17)$$

$$I_{-j} = \{i: N_{3i} - \hat{n}_{30j} < -K\sigma\}, \quad (18)$$

$$I_{0j} = \{i: |N_{3i} - \hat{n}_{30j}| \leq K\sigma\}, \quad (19)$$

m_{+j} , m_{-j} – кількість індексів i , що належать множинам I_{+j} , I_{-j} відповідно. В якості нулевого наближення можна використовувати середню арифметичну $\hat{n}_{300} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m N_{3i}$.

Викладений підхід може бути реалізований за допомогою методу, запропонованого Хьюбером і заснованого на використанні функцій визначеного виду [20, 22]. Даний метод задовольняє вимогам (1, 5).

Позначимо

$$-\ln f(N_{3i}; n_{30}) = \rho(N_{3i} - n_{30}) + b_i = \rho(s) + b_i, \quad (20)$$

де b_i не залежать від n_{30} . Тоді ММП-оцінка

мінімізує суму $\sum_{i=1}^m \rho(N_{3i} - n_{30})$. Для мінімаксної оцінки Хьюбера (11) маємо:

$$\rho(s) = \begin{cases} \frac{s^2}{2}, & |s| \leq K \\ K|s| - \frac{K^2}{2}, & |s| > K \end{cases} \quad (21)$$

де $\rho(s)$ – функція Хьюбера.

Значення n_{30} , що мінімізує функціонал

$\sum_{i=1}^m \rho(N_{3i} - n_{30})$ називається М-оцінкою:

$$\hat{n}_{30M} = \arg \min_{n_{30}} \sum_{i=1}^m \rho(N_{3i} - n_{30}). \quad (22)$$

М-оцінка однозначно визначається функцією $\rho(s)$, вигляд якої може відрізнитися від (21) в залежності від обраного реперного закону розподілу (М-оцінки Андрюса, Рамсея тощо).

Проаналізуємо результати застосування описаних методів оцінювання для удосконалення процедури аналізу експлуатаційних даних про надійність військової АТ. Як зазначено вище, процедура базується на вирішенні задачі перевірки статистичних гіпотез про параметр n_3 складового розподілу Пуассона за критерієм Неймана-Пірсона [18].

Статистичними гіпотезами у даному випадку є наступні:

1. Гіпотеза H_0 , яка полягає у тому, що при даному значенні фактичної кількості відмов n_Φ однотипних виробів АТ за i -й період експлуатації параметр $n_{3(H_0)}$ закону розподілу величини кількості відмов n дорівнює реалізації $N_{3i} > 0$ заданої (очікуваної) кількості відмов n_3 для даного контрольного періоду.

2. Гіпотеза H_1 , яка полягає у тому, що при даному значенні фактичної кількості відмов n_Φ однотипних виробів АТ за i -й період експлуатації параметр $n_{3(H_1)}$ закону розподілу величини кількості відмов n перевищує значення N_{3i} заданої (очікуваної) кількості відмов n_3 ($n_{3(H_1)} > N_{3i}$, у загальному випадку $n_{3(H_1)} \neq N_{3i}$).

Відповідно до [7, 18], гіпотеза H_1 є альтернативною по відношенню до H_0 , якщо виконуються наступні умови:

$$\frac{P_{n_{3(H_1)}}\{n \leq n_\Phi\}}{P_{n_{3(H_0)}}\{n \leq n_\Phi\}} \geq A, \quad A \geq \frac{1-\beta}{\alpha}, \quad (23)$$

де $P_{n_{3(H_1)}}\{n \leq n_\Phi\}$ – імовірність того, що кількість відмов за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов n_Φ при параметрі закону розподілу $n_{3(H_1)}$; $P_{n_{3(H_0)}}\{n \leq n_\Phi\}$ – імовірність того, що кількість відмов за контрольний період експлуатації не перевищуватиме фактичну кількість відмов n_Φ при параметрі закону розподілу $n_{3(H_0)}$; α – імовірність помилки першого роду; β – імовірність помилки другого роду.

У свою чергу гіпотеза H_0 може бути визнана альтернативною по відношенню до H_1 при виконанні умов:

$$\frac{P_{n_{3(H_1)}}\{n \leq n_\Phi\}}{P_{n_{3(H_0)}}\{n \leq n_\Phi\}} \leq B, \quad B \leq \frac{\beta}{1-\alpha}, \quad (24)$$

Величина $\frac{P_{n_{3(H_1)}}\{n \leq n_\Phi\}}{P_{n_{3(H_0)}}\{n \leq n_\Phi\}} = W$ є статистикою

критерію правдоподібності Неймана-Пірсона або коефіцієнтом відношення ймовірностей.

При сформульованих гіпотезах H_0 , H_1 статистика критерію правдоподібності Неймана-Пірсона для складового розподілу Пуассона має вигляд:

$$W = \frac{P_{n_{3(H_1)}}\{n \leq n_\Phi\}}{P_{n_{3(H_0)}}\{n \leq n_\Phi\}} = W(n_\Phi, n_{3(H_0)}, n_{3(H_1)}, n_{30}) = \frac{\sum_{n=0}^{n_\Phi} \frac{n_{3(H_1)}^n}{n!} \cdot e^{-n_{3(H_1)}}}{\sum_{n=0}^{n_\Phi} \frac{(N_3)^n}{n!} \cdot e^{-N_3}} \times \frac{\frac{c}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^{n_{3(H_1)}} e^{-\frac{(n_3 - n_{30})^2}{2\sigma^2}} dn_3}{\frac{c}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^{N_3} e^{-\frac{(n_3 - n_{30})^2}{2\sigma^2}} dn_3}, \quad (25)$$

де n_{30} , σ – математичне очікування та середньоквадратичне відхилення випадкової величини n_3 ; c – константа, що визначається за умови:

$$\frac{c}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty e^{-\frac{(n_3 - n_{30})^2}{2\sigma^2}} dn_3 = 1 \quad (26)$$

Прийняття або відхилення однієї з конкуруючих гіпотез з деякою достовірністю (що визначається величинами α і β) дозволяє прийняти рішення про фактичний рівень надійності відносно деякого заданого рівня за показником заданої кількості відмов n_3 для даного періоду експлуатації.

У таблиці 1 наведені значення N_{3i} величини n_3 для блоку граничних регуляторів системи автоматичного управління двигунами РД-33-2С літаків МіГ-29 за півріччями з 1998 року по 2005 рік.

Результати перевірки нормальності розподілу n_3 за більшістю основних критеріїв є позитивними.

Для даних таблиці 1 отримано два значення оцінки параметру n_{30} : ММП-оцінка $\hat{n}_{30} = 2,5$ та робастна М-оцінка $\hat{n}_{30} = 2,8$.

Таблиця 1

Значення N_{3i} заданої кількості відмов n_3 за періодами експлуатації

період	1998, I	1998, II
N_3 , од.	2,1	1,7
період	1999, I	1999, II
N_3 , од.	1,7	2,6
період	2000, I	2000, II
N_3 , од.	2,5	3,8
період	2001, I	2001, II
N_3 , од.	2,6	2,2
період	2002, I	2002, II
N_3 , од.	2,7	3,0
період	2003, I	2003, II
N_3 , од.	2,1	4,1
період	2004, I	2004, II
N_3 , од.	0,2	3,1
період	2005, I	2005, II
N_3 , од.	2,3	3,7

Розбіжність складає 0,3 (11 %). Підстановка отриманих значень у вираз (25) для статистики критерію за умов $N_3 = 3,0$ максимізує значення статистики за аргументом $n_{3(H_1)}$ при $n_{3(H_1)} = 4,0$ при відповідних значеннях $\beta_{\min} = 0,24$ та $\alpha_{\min} = 0,43$. Даний результат відповідає умовам прийняття гіпотези H_1 . При прийнятті гіпотези H_1 необхідно провести аналіз можливих причин зниження рівня надійності.

Для перевірки стійкості ММП-оцінки параметра n_{30} змодельовано “забрудненість” вихідної вибірки. Замінімо декілька значень N_{3i} яскраво вираженими викидами. Отримані значення нової вибірки наведені у таблиці 2.

Результати перевірки нормальності розподілу n_3 є негативними. Для даних таблиці 2 отримано два значення оцінки параметру n_{30} : ММП-оцінка $\hat{n}_{30} = 1,6$ та робастна М-оцінка $\hat{n}_{30} = 2,6$. Розбіжність складає 1,0 (38 %). Підстановка значення $\hat{n}_{30} = 1,6$ у вираз (25) для статистики критерію за умов $N_3 = 3,0$ максимізує значення

статистики при $n_{3(H_1)} = 2,0$ при відповідних значеннях $\beta_{\min} = 0,04$ та $\alpha_{\min} = 0,8$.

Даний результат відповідає умовам прийняття гіпотези H_1 , але фактичний рівень надійності в даному випадку перевищує заданий рівень, що є підставою для продовження експлуатації виробів бортового обладнання даного типу.

Підстановка значення $\hat{n}_{30} = 2,6$ у вираз (25) для статистики критерію за умов $N_3 = 3,0$ максимізує значення статистики при $n_{3(H_1)} = 4,0$ при відповідних значеннях $\beta_{\min} = 0,18$ та $\alpha_{\min} = 0,6$.

Таблиця 2

Значення N_{3i} заданої кількості відмов n_3 за періодами експлуатації

період	1998, I	1998, II
N_3 , од.	2,1	1,7
період	1999, I	1999, II
N_3 , од.	1,7	2,6
період	2000, I	2000, II
N_3 , од.	2,5	0,1*
період	2001, I	2001, II
N_3 , од.	2,6	2,2
період	2002, I	2002, II
N_3 , од.	2,7	0,1*
період	2003, I	2003, II
N_3 , од.	2,1	0,1*
період	2004, I	2004, II
N_3 , од.	0,2	3,1
період	2005, I	2005, II
N_3 , од.	2,3	0,1*

Даний результат відповідає умовам прийняття гіпотези H_1 , але фактичний рівень надійності в даному випадку є нижче заданого рівня, що протирічить попередньому результату.

Як бачимо, розбіжність між значеннями ММП-оцінки і робастної М-оцінки параметра n_{30} значно збільшується при відхиленні розподілу величини n_3 від нормального. Використання ММП-оцінок параметра у випадку відхилення розподілу величини n_3 від нормального призводить до прийняття гіпотези H_1 з подальшим помилковим висновком щодо фактичного рівня надійності.

Висновки й перспективи подальших досліджень

Результати проведених розрахунків свідчать про те, що використання робастних методів оцінювання параметра зсуву імовірнісної моделі потоку відмов за експлуатаційними даними, одержаними при нестабільних умовах спостережень, підвищує ефективність оцінок, що у свою чергу може позитивно впливати на якість управлінських рішень щодо організації експлуатації військової АТ поза межами термінів служби, призначених розробником. Запропонована процедура аналізу експлуатаційних даних про надійність військової АТ може бути використана для визначення особливостей підконтрольної експлуатації конкретних типів виробів АТ, корегування переліків цільових оглядів та перевірок, регламентних та контрольно-відновлювальних робіт тощо.

Перспективами подальших досліджень можуть

бути дослідження можливості та доцільності використання методів робастної статистики в

задачах прогнозування показників надійності військової АТ за даними експлуатації.

Література

1. Харченко О. В. Концепція підтримання справності та бойового потенціалу старіючого парку авіаційної техніки Повітряних Сил Збройних Сил України на період до 2025 року / Харченко О. В., Пашенко С. В., Паутинка В.М. // Збірник наукових праць Державного науково-дослідного інституту авіації. – 2010. – № 13. – С. 6–11. **2. Харченко О. В.** Безпечна експлуатація бойового складу авіації Повітряних Сил поза ресурсними обмеженнями: методологічні аспекти / Харченко О. В., Пашенко С. В., Ратніков І. М. // Наука і оборона. – 2012. – № 4. – С. 56–60. **3. Актуальні проблеми розвитку авіаційної техніки: тези доповідей та виступів на науково-практ. конф.** / Міністерство оборони України, міністерство освіти і науки України, Національний авіаційний інститут, Державний науково-дослідний інститут авіації. – К.: ДНДІА, 2013. – 115 с. **4. Система** технічного обслуговування і ремонту авіаційної техніки: ГОСТ 24212:80. – [Действующий с 1981-01-07]. – М.: Государственный комитет СССР по стандартам, 1980. – 16 с. **5. Барлоу Р.** Статистическая теория надежности и испытания на безотказность / Р. Барлоу, Ф. Прошан; пер. с англ. И. А. Ушакова. – М.: Наука, 1985. – 328 с. **6. Barlow R. E.** Engineering reliability / Richard. E. Barlow – ASA – SIAM, Philadelphia, USA, 1998. – 196 p. **7. Вальд А.** Последовательный анализ / Абрахам Вальд. – М.: Государственное издательство физико-математической литературы, 1960. – 330 с. **8. Гнеденко Б. В.** Математические методы в теории надежности / Гнеденко Б. В., Беляев Ю. К., Соловьев А. Д. – М.: Наука, (Серия: “Физико-математическая библиотека инженера”), 1965. – 524 с. **9. Соловьев А. Д.** Оценка надежности восстанавливаемых систем / Александр Дмитриевич Соловьев. – М.: Знание, 1987. – 86 с. **10. Анализ** надёжности технических систем по цензурированным выборкам / [Скрипник В.М., Назин А. Е., Приходько Ю. Г., Благовещенский Ю. Н.]. – М.: Радио и связь, 1988. – 184 с. **11. Смирнов Н. Н.**

Обслуживание и ремонт авиационной техники по состоянию / Смирнов Н. Н., Ицкович А. А. – М.: Транспорт, 1987. – 277 с. **12. Шор Я. Б.** Статистические методы анализа и контроля качества и надёжности / Яков Борисович Шор. – Издательство “Советское Радио”, 1962. – 552 с. **13. Тамаргазин А. А.** Формирование программ технического обслуживания авиационной техники / Тамаргазин А. А. – К.: НАУ, 2007. – 160 с. **14. Стрельников В. П.** Новая технология исследования надежности машин и аппаратуры / В. П. Стрельников // Математичні системи і машини. – 2007. – № 3, 4. – С. 227–238. **15. Соловйов В. І.** Організація експлуатації авіаційної техніки / Соловйов В. В. – К.: НАОУ, 2005. – 221 с. **16. Методи** оцінки показників надійності за експериментальними даними: ДСТУ 3004:95. – [Чинний від 1995-01-25]. – К.: Держстандарт України, 1994. – 124 с. **17. Надійність** техніки. Моделі відмов: ДСТУ 3433:96. – [Чинний від 1997-12-05]. – К.: Держстандарт України, 1996. – 46 с. **18. Павленко А. Г.** Аналітичне забезпечення контролю безвідмовності військової авіаційної техніки при нестабільних умовах спостережень / А. Г. Павленко // Сучасні інформаційні технології у сфері безпеки та оборони. – 2012. – № 3 (15). – С. 36–39. **19. Харин Ю.** Вероятностно-статистическое прогнозирование: оптимальность, робастность, применения / Ю. Харин, В. Малюгин // Вестник Белорусского Государственного университета. – 2009. – № 1. – С. 72-83. **20. Крянев А. В.** Математические методы обработки неопределенных данных / А. В. Крянев, Г. В. Лукин. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2003. – 216 с. **21. Робастность** в статистике. Подход на основе фундаментальной влияния / [Хампель Ф., Рончетти Э., Рауссеу П., Штаель В.]; пер. с англ. под ред. В.М. Золотарева. – М.: Мир, 1989. – 512 с. **22. Хьюбер Дж. П.** Робастность в статистике / П. Дж. Хьюбер; пер. с англ. И.А. Маховой и В.И. Хохлова под ред. И.Г. Журбенко. – М.: Мир, 1984. – 304 с.

АНАЛИЗ ЭКСПЛУАТАЦИОННЫХ ДАННЫХ О НАДЕЖНОСТИ ВОЕННОЙ АВИАЦИОННОЙ ТЕХНИКИ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МЕТОДОВ РОБАСТНОЙ СТАТИСТИКИ

Александр Алексеевич Стеценко (канд. воен. наук, доцент, заместитель генерального директора)¹

Анатолий Григорьевич Павленко (канд. техн. наук, доцент кафедры)²

Спартак Юрьевич Гогоняц (канд. воен. наук, начальник научно-исследовательской лаборатории)²

¹*Государственный концерн “Укроборонпром”, Киев, Украина*

²*Национальный университет обороны Украины имени Ивана Черняховского, Киев, Украина*

В статье предложен подход к усовершенствованию процедуры анализа данных о надежности военной авиационной техники, полученных по результатам эксплуатации. Предложенный подход базируется на использовании робастных статистических методов для оценивания параметра сдвига вероятностной модели потока отказов по эксплуатационным данным, полученным при нестабильных условиях наблюдений. В качестве вероятностной модели потока отказов однотипных изделий военной авиационной техники использовано составное распределение Пуассона. Составное распределение Пуассона учитывает случайность изменения величины параметра распределения по периодам эксплуатации, что является признаком нестабильности условий наблюдений. Процедура анализа данных, подлежащая усовершенствованию, предусматривает решение задачи проверки статистических гипотез о параметре составного распределения Пуассона по критерию Неймана-Пирсона. При этом, для учета нестабильности условий наблюдений принято допущение о нормальности распределения величины параметра составного распределения Пуассона. Указанное допущение влияет на результат решения задачи, что в свою очередь ограничивает возможности применения процедуры в случаях отклонения распределения от нормального. Авторами выполнена адаптация процедуры анализа эксплуатационных данных о надежности, полученных при нестабильных условиях наблюдений, к применению в случаях отклонения закона распределения величины параметра составного распределения Пуассона от нормального. Оценивание параметра сдвига вероятностной модели потока отказов осуществлено с помощью метода определения робастных M-оценок. Робастной M-оценкой является значение аргумента, минимизирующее функцию определенного вида. В качестве такой функции авторами использована функция Хьюбера. Приведены результаты расчетов, осуществлен анализ полученных результатов, их физическая интерпретация. Определены перспективы дальнейших исследований.

Ключевые слова: надежность, авиационная техника, робастность.

THE ANALYSIS OF OPERATIONAL DATA ON MILITARY AERONAUTICAL TECHNICS RELIABILITY USING ROBUST STATISTICS METHODS

Oleksandr O. Stetsenko (Candidate of Military Sciences, Associate Professor, Deputy General Director)¹Anatolii H. Pavlenko (Candidate of Technical Sciences, Associate Professor of a Department)²Spartak Y. Hohoniants (Candidate of Military Sciences, Chief of a Research Laboratory)²¹State concern "Ukroboronprom", Kyiv, Ukraine²National Defence University of Ukraine named after Ivan Cherniakhovsky, Kyiv, Ukraine

The approach to improving of the analysis procedure of military aeronautical technics reliability data, obtained by the operation results, is proposed in the article. The proposed approach is based on use of robust statistical methods to estimate the displacement parameter of failures stream probabilistic model by operational data, obtained with unstable condition of observation. As failures stream probabilistic model of the same type ware of military aeronautical technics the composite Poisson distribution is used. The composite Poisson distribution takes into account the randomness of distribution parameter value variation on operation periods, that is a sign of observation condition instability. The analysis procedure, which is to be improved, envisages the task solution of statistical hypotheses verification on composite Poisson distribution parameter by Neiman-Pierson criteria. To take the instability of observation condition into account, the value of composite Poisson distribution parameter is assumed to be normally distributed. Given assumption influences on the task solution result, that in its turn limits the procedure application possibilities in cases of deviation from the normal distribution. The authors adapt the analysis procedure of operational data on reliability, obtained with unstable condition of observation, to application in cases when composite Poisson distribution parameter value distribution deviates from the normal. The estimating of the displacement parameter of failures stream probabilistic model is proceed by the method of robust M-estimations obtaining. The robust M-estimation is an argument value, which minimizes function of the definite type. As such function the authors use the Huber-function. The calculation results are given; analysis and physical interpretation of the results are proceed. The further research prospects are defined.

Keywords: reliability, aeronautical technics, robustness.

References

1. Kharchenko O. V., Pashchenko S. V., Pautynka V. M. (2010), The conception of good condition and combat potential support of the Ukrainian Air Force ageing aerotechnics till 2025. [Konseptsia pidtrymannia spravnosti ta boiovoho potentsialu stariuochoho parku aviatsiinoi tekhniki Povitrianykh Syl Zbroinykh Syl Ukrainy na period do 2025 roku], Zbirnyk naukovykh prats Derzhavnogo naukovo-doslidnoho instytutu aviatsii, No. 13, pp. 6–11.
2. Kharchenko O. V., Pashchenko S. V., Ratnikov I. M. (2012), The battle of the Air Force aviation safe operation out of the technical resource limitations. [Bezpechna ekspluatatsiia boiovoho skladu aviatsii Povitrianykh Syl poza resursnyimi obmezheniamy: metodolohichni aspekty], Nauka i oborona, No. 4, pp. 56–60.
3. Kalashnikov Y. G. (2013), The information technologies application in aerotechnics operation. [Aktualni problemy rozvytku aviatsiinoi tekhniki], tezy dopovidei ta vystupiv na naukovo-prakt. konf., DNDIA, Kyiv, 115 p.
4. Aerotechnics maintenance and repairing system (1981), [Sistema tehnikeskogo obsluzhivaniya i remonta aviatsionnoy tekhniki], GOST 24212:80., Gosudarstvennyy komitet SSSR po standartam, Moscow, 16 p.
5. Barlow R., Proshan F. (1985), The statistical theory of reliability and unfailureability tests. Trans. from Eng. [Statisticheskaya teoriya nadezhnosti i ispytaniya na bezotkaznost. Per. s angl.], Nauka, Moscow, 328 p.
6. Barlow R. E. (1998), Engineering reliability, ASA – SIAM, Philadelphia, 196 p.
7. Vald A. (1960), The consecutive analysis. [Posledovatelnyy analiz], Gosudarstvennoe izdatelstvo fiziko-matematicheskoy literatury, Moscow, 330 p.
8. Gnedenko B. V., Beliaev Y. K., Soloviov A. D. (1965), The mathematical methods in reliability theory. [Matematicheskie metody v teorii nadezhnosti], Nauka, Moscow, 524 p.
9. Soloviov A. D. (1987), The estimation of repairable systems reliability. [Otsenka nadezhnosti vosstanavlivaemykh sistem] Znanie, Moscow, 86 p.
10. Skripnik V. M., Nazin A. E., Prihodko Y. G., Blagoveschenskiy Y. N. (1988), The analysis of technical systems reliability by censored samples. [Analiz nadezhnosti tehnikeskikh sistem po tsenzurovannym vyiborkam], Radio i sviaz, Moscow, 184 p.
11. Smirnov N. N., Itskovich A. A. (1987), The on-condition maintenance and repairing of aerotechnics. [Obsluzhivanie i remont aviatsionnoy tekhniki po sostoyaniyu], Transport, Moscow, 277 p.
12. Shor Y. B. (1962), The statistical methods of analysis and checking of reliability and quality. [Statisticheskie metody analiza i kontrolya kachestva i nadezhnosti], Sovetskoe Radio, Moscow, 552 p.
13. Tamargazin A. A. (2007), The forming of aerotechnics maintenance programs. [Formirovaniye programm tehnikeskogo obsluzhivaniya aviatsionnoy tekhniki], NAU, Kyiv, 160 p.
14. Strelnikov V. P. (2007), The new technology to research the reliability of machines and apparatus. [Novaya tehnologiya issledovaniya nadezhnosti mashin i apparatury], Matematychni systemy I mashyny, No. 3, 4, pp. 227–238.
15. Soloviov V. I. (2005), The organization of aerotechnics operation. [Orhanizatsiia ekspluatatsii aviatsiinoi tekhniki], NAOU, Kyiv, 221 p.
16. Methods of reliability indexes estimating by experimental data (1995), [Metody otsinky pokaznykh nadiinosti za eksperymentalnyimi danyimi: DSTU 3004:95], Derzhstandart Ukrainy, Kyiv, 124 p.
17. Reliability of technics (1996), [Nadiinist tekhniki. Modeli vidmov: DSTU 3433:96], Derzhstandart Ukrainy, Kyiv, 46 p.
18. Pavlenko A. G. (2012), The analytical support of military aeronautical technics reliability monitoring with unstable conditions of observation. [Analitichne zabezpechennia kontroliu bezvidmovnosti viiskovoi aviatsiinoi tekhniki pry nestabilnykh umovakh sposterezhen], Suchasni informatsiini tekhnolohii u sferi bezpeky ta oborony, No. 3 (15), pp. 36–39.
19. Harin Y., Malyugin V. (2009), The probabilistic and statistical prediction: optimality, robustness, application. [Veroyatnostno-statisticheskoe prognozirovaniye: optimalnost, robnastnost, primneneniya], Vestnik Belorusskogo Gosudarstvennogo universiteta, No. 1, pp. 72–83.
20. Kryanev A. V., Lukin G. V. (2003), Mathematical methods of uncertain data processing. [Matematicheskie metody obrabotki neopredelennykh dannykh], Fizmatlit, Moscow, 216 p.
21. Hampel F. R., Ronchetti E. M., Rousseeuw P. J., Stahel V. A. (1986), Robust statistics. The Approach Based on Influence Function, John Wiley & Sons, New York, 536 p.
22. Huber P. J. (2004), Robust statistics: Theory and Methods, John Wiley & Sons, New York, 380 p.

O.O. Stetsenko: stets@ukr.net A.H. Pavlenko: agpav@ukr.net S.Y. Hohoniants: gogonyants@ukr.net
Отримано: 23.06.2014 p.